

# Estudio empírico del impacto de factores sanitarios y no sanitarios sobre el nivel de salud.

— ■ —  
**J. M<sup>a</sup> Antó**  
**Pilar Coll**  
**Carlos Murillo**  
**Juan Rovira**

*Departamento de Teoría Económica y  
Departamento de Estadística y Econometría  
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales  
Universidad de Barcelona  
Avda. Diagonal, 690 — 08034 Barcelona.*

**Estudio empírico del impacto de  
factores sanitarios y no sanitarios  
sobre el nivel de salud**

## **RESUMEN**

El análisis que aquí se expone constituye una primera aproximación a la identificación y cuantificación de las relaciones existentes en nuestro país a nivel de agregados territoriales entre un conjunto de factores sanitarios y no sanitarios y el nivel de salud, medido éste último a través de dos indicadores: la tasa de mortalidad global y la tasa de mortalidad infantil. Los resultados del análisis de regresión multivariable sobre datos transversales referidos a las provincias españolas muestran la asociación existente entre las variaciones interprovinciales de los indicadores de salud mencionados y las de las variables representativas de los factores supuestamente causales.

**The Effect of Health and  
Non-Health Factors on the Health  
Level: A Case Study**

## **ABSTRACT**

The analysis presented in this paper constitutes a first step towards the identification and quantification of the relationships between a set of health care and non health care factors supposed to affect health and the level of health measured by two usual indicators: global and infant mortality rates. The results of the multivariate regression analysis show the association between the interprovincial variations of the above mentioned indicators and those of the independent variables.

# Estudio empírico del impacto de factores sanitarios y no sanitarios sobre el nivel de salud.

## I. INTRODUCCIÓN

Con excesiva frecuencia el análisis de los fenómenos y políticas sanitarias se limita a las variables relacionadas con la actividad del sistema sanitario: profesionales sanitarios, camas hospitalarias y otros recursos, indicadores de actividad, tales como número de consultas médicas, estancias hospitalarias o intervenciones quirúrgicas, gasto sanitario, etc. El peligro de este enfoque es que se tomen las anteriores variables como indicadores del estado de salud, ya que ello conducirá a representaciones erróneas de la realidad y a conclusiones indeseables para la política sanitaria, cuyos objetivos últimos deberían referirse a niveles o mejoras del estado de salud de la población y en la que los recursos y la actividad sanitarios constituyen tan solo algunos de los medios posibles para alcanzar dichos objetivos, pero nunca un fin en sí mismos.

Es evidente, por ello, que el diseño de una política sanitaria racional sólo es posible, si se dispone de un conocimiento adecuado de los factores que influyen en el nivel de salud —especialmente, de aquellos factores que están bajo control de la política sanitaria— así como de las relaciones que existen entre cambios en dichos factores y el nivel de salud.

La conveniencia de distinguir entre salud y servicios sanitarios y la constatación de que la salud depende de diversos factores entre los cuales la atención sanitaria tal vez no es ni siquiera el más importante es algo generalmente aceptado por todas las disciplinas que se ocupan de los fenómenos de la salud.

Ya Malthus, en su famoso panfleto, hacía hincapié en la disponibilidad de alimentos como factor determinante de la salud y de la capacidad de crecimiento de las poblaciones y, más recientemente, Mc Keown,

analizando la evolución de la mortalidad en Gran Bretaña, llegaba a la conclusión de que la mejora en la nutrición y la higiene —posibilitadas estas últimas por la generalización del abastecimiento de agua potable y los sistemas de evacuación de residuos, así como en otras variables asociadas al desarrollo económico, habían tenido históricamente un mayor impacto sobre la reducción de la mortalidad, que la expansión de los servicios médicos y de asistencia sanitaria.

Actualmente nadie discute en principio que la salud depende de múltiples factores sanitarios y extrasanitarios, ni tampoco la existencia de relaciones recíprocas de causalidad entre todos estos factores entre sí y respecto a la salud. Así, por ejemplo, un mayor nivel de ingresos permite dedicar un mayor volumen de recursos a mejorar la salud, lo que a su vez permitirá obtener mayores ingresos. Este último factor está asociado normalmente a un nivel de educación superior, que permite, a su vez, una utilización más eficiente de los recursos sanitarios. Pero por otra parte, los niveles de ingresos elevados están asociados a hábitos de consumo y estilos de vida a menudo perjudiciales para la salud (tabaquismo, alcoholismo, alimentación excesiva, etc.).

Para intentar verificar y cuantificar el sentido y magnitud de las relaciones entre todas estas variables es preciso partir de un modelo formal que sea contrastable empíricamente a partir de los datos disponibles.

## II. ESPECIFICACIÓN DE FUNCIONES DE PRODUCCIÓN DE SALUD

La teoría más sugerente y que mayor influencia ha tenido en la interpretación del comportamiento del individuo ante la salud y los factores que la determinan es el modelo de demanda de salud desarrollado por Grossman en base a la teoría del capital humano de Becker y de la teoría del comportamiento del consumidor de Lancaster. Bajo este enfoque se supone que las preferencias de los consumidores no se refieren tanto a las mercancías sino a sus características, o alternatively, a bienes fundamentales —nutrición, entretenimiento, movilidad, etc.— que el propio consumidor produce por medio de mercancías y de su propio tiempo, con una determinada tecnología.

La asistencia sanitaria y el tiempo del consumidor son sólo dos de los inputs de su producción de salud; existen otras mercancías tales como alimentos, viviendas, diversión, tabaco, alcohol, que también forman parte del vector de inputs. Posiblemente los dos últimos inputs tienen una productividad marginal negativa, pero son adquiridos por los consumidores porque son inputs en la producción de otros “bienes fun-

damentales", tal como "placer de fumar", que también son deseados por los consumidores. De forma similar el consumo de vivienda produce salud y protección de la intemperie. En todos estos casos se da un fenómeno de producción conjunta. Este modelo permite, por ejemplo, representar de forma conceptualmente satisfactoria el comportamiento aparentemente paradójico del individuo que incrementa simultáneamente su consumo de servicios sanitarios y el de tabaco, con efectos contrapuestos sobre su salud.

Los anteriores modelos de demanda de servicios sanitarios intentaban explicar esta última a través de las variables tradicionales —precio y renta— y de los gastos o preferencias de los consumidores, lo cual resultaba insatisfactorio, pues la teoría económica no explica la formación de los gustos o preferencias de los consumidores.

En el modelo de Grossman el bien salud se considera un bien duradero que forma parte del capital humano y que es demandado no sólo por la utilidad que directamente produce como bien de consumo, sino también porque contribuye a determinar el volumen de tiempo disponible del consumidor para trabajo y ocio. En definitiva, este enfoque permite hacer predicciones de cómo ciertas variables —edad, nivel de formación, salario— cuyos efectos se encontraban en los modelos precedentes englobados en los gustos, influirán en la demanda de salud y en la demanda derivada de servicios sanitarios. Aunque Grossman se centró fundamentalmente en el análisis de la demanda su enfoque es también útil para modelizar la producción de salud, tal como hacen Auster y otros (1972) en su trabajo pionero sobre este tema.

El primer problema que surge en los estudios empíricos de este tipo es la disponibilidad y selección de información adecuada sobre las variables del modelo teórico. Esta dificultad empieza en la propia definición y medida de la salud, pero se da también en otras muchas variables: renta, educación, hábitos higiénicos, etc.

Los problemas serán distintos según se adopte como unidad de observación el individuo o un agregado.

Teóricamente, el individuo sería la unidad de observación más adecuada; sin embargo, los problemas prácticos que surgen son numerosos. En primer lugar, la información sobre todas las variables relevantes referidas a un individuo ha de obtenerse por medio de encuestas específicas. En base a dichas encuestas, la variable salud sólo puede ser aproximada mediante indicadores indirectos y parciales tales como la morbilidad percibida, el absentismo laboral, el número de días de cama, etc., referidos a un período determinado anterior a la encuesta. En el caso de otras variables —consumo de alcohol, renta— se suelen producir niveles de ocultación considerables. En cualquier caso, el intento de ampliar el período de tiempo para el cual obtener información está limitada por la

capacidad del individuo de recordar o recuperar dicha información. Estos problemas podrían superarse en base a estudios longitudinales o de panel, basados en el seguimiento de una cohorte de individuos, eventualmente hasta su fallecimiento. Este tipo de estudios son por desgracia muy costosos y relativamente raros.

El enfoque alternativo consiste en partir de datos agregados por áreas geográficas, que se pueden encontrar en las estadísticas oficiales regulares. En este caso, se suele tomar como indicador (negativo) de la salud la mortalidad, o mejor dicho, diversos indicadores de mortalidad —mortalidad bruta, mortalidad por grupos de edad y sexo, mortalidad infantil, mortalidad por distintas causas, etc.—, que en general se considera un indicador de la salud más válido y objetivo que la morbilidad, pues de alguna manera refleja el impacto acumulado a lo largo de toda la vida de los factores que influyen en la salud y los datos registrados no están tan condicionados como la morbilidad por el sistema sanitario. Este aspecto, sin embargo, puede ser un inconveniente en algunos estudios si no se dispone de información temporal suficientemente amplia sobre la evolución de los factores causales.

La utilización de datos agregados tiene por su parte sus propios inconvenientes. El más conocido es el que se presenta al utilizar como indicador la mortalidad bruta, que está condicionada por la estructura de la población.

A menudo se intenta obviar este problema estandarizando la mortalidad. Sin embargo, Rosenbaum y Rubin (1984) sostienen que, a efectos de análisis de regresión, la estandarización de la variable dependiente (la mortalidad) si no se utilizan también valores estandarizados de las variables independientes, da lugar normalmente a estimaciones sesgadas de los coeficientes y sugieren como alternativa la utilización de tasas de mortalidad brutas y la inclusión entre las variables explicativas de algunas que reflejen la estructura de edad de la población.

Por otra parte, si la relación entre una variable explicativa y la dependiente no es de tipo lineal, al tomar agregados territoriales en lugar de provincias como unidades de observación, se pueden enmascarar algunas de las relaciones reales. Esto puede ilustrarse fácilmente en el caso del gasto en alimentación. Podría suponerse a priori que a nivel individual valores extremos del gasto en alimentación estén asociados a dietas poco adecuadas, por exceso o por defecto, y que las dietas óptimas desde el punto de vista sanitario predominen entre los individuos con niveles intermedios de gasto en alimentación. La comprobación empírica de esta hipótesis se hace muy problemática si partimos de valores agregados (por ejemplo, media provincial).

Los análisis empíricos de la función de producción de salud pueden ser del tipo serie temporal o de corte transversal.

Dado el carácter dinámico de las relaciones entre la salud y las demás variables consideradas, el enfoque de serie temporal es a priori más adecuado que el de corte transversal. De nuevo la disponibilidad de información fuerza a menudo al analista a adoptar la segunda alternativa, tal como se ha hecho en la estimación que se presenta más adelante. Esta opción implica sin embargo el que sea difícil predecir a priori e interpretar posteriormente los resultados obtenidos en cuanto al tipo de asociación entre algunas variables. Un ejemplo de ello es la relación entre gasto sanitario —o cualquier otra variable que refleje la utilización de recursos sanitarios— y salud.

Si aceptamos que los efectos yatrogénicos de la asistencia sanitaria no son de consideración, una variación positiva en el gasto sanitario implicará, *ceteris paribus*, un mayor nivel de salud. Si se mide la salud a través de la mortalidad, la asociación será, lógicamente, negativa. Es posible que en determinados países la mortalidad no sea un indicador muy sensible del nivel de salud, pero en cualquier caso, no parece razonable esperar que el efecto global de un mayor gasto sanitario sea un aumento de la mortalidad.

Sin embargo, es fácil imaginar situaciones en que los datos transversales muestren la asociación inversa, es decir, una asociación negativa entre gasto sanitario y salud, pues la reducción del nivel de salud dará lugar normalmente a un incremento del gasto sanitario que puede tardar un cierto tiempo en mejorar la salud, o tal vez no tener nunca un efecto apreciable sobre el indicador de salud utilizado, especialmente si se dedica a asistencia de cuidados, no curativa. Esta relación es la que aparece en los estudios basados en encuestas de salud individuales, pero puede darse también a nivel de agregados geográficos; puede imaginarse el caso en que los datos se refieren a un período posterior al establecimiento de una política sanitaria basada en criterios de equidad geográfica —más recursos para las zonas de menor nivel de salud— que todavía no haya producido los efectos esperados.

De todos los factores ambientales o extrasanitarios que se suponen relacionados con la salud, la riqueza, medida habitualmente a través de la renta, ha sido uno de los factores económicos que han merecido mayor atención, suponiéndose tradicionalmente una asociación positiva entre renta y salud, supuesto que ha sido contrastado favorablemente en diversos estudios empíricos y que resulta lógicamente plausible, debido a que diversos factores correlacionados con la renta (vivienda, educación, consumo sanitario, etc.) tienen en principio una asociación positiva con el nivel de salud. La propia American Medical Association, en 1963, opinaba modestamente que la ciencia médica no debía atribuirse un papel esencial en la mejora de los niveles de salud en USA, en los últimos 25 años, frente a la contribución que presumiblemente había tenido la

mejora de los niveles de vida y educación (Fuchs, 1972, p. 19). Irma Adelman (1963), por ejemplo, comparando países desarrollados con países en vías de desarrollo, encontró una relación negativa entre renta y mortalidad. Sin embargo, estudios posteriores sugieren que el supuesto de una asociación positiva inequívoca entre nivel de renta y salud debe ser cuestionado.

El hecho de que países con niveles de renta per cápita sensiblemente inferior a los Estados Unidos muestren tasas de mortalidad más bajas constituye uno de los elementos de evidencia más llamativos en este contexto.

En realidad, la explicación más aceptada en la actualidad es que algunos de los factores asociados positivamente al nivel de renta —educación, alimentación, vivienda, gasto sanitario— tienen un efecto positivo sobre la salud, pero existen otros, tales como el consumo de alcohol y tabaco, el transporte motorizado, etc., que tienen un efecto contrario y que a partir de ciertos niveles de renta pueden invertir el signo de la asociación entre renta y salud, haciéndolo negativo.

Otra de las razones por las que se puede haber sobreestimado el impacto de la renta sobre la salud, es que se ha tendido a interpretar las correlaciones observadas en un sólo sentido causal, cuando las relaciones verdaderas son presumiblemente recíprocas: más salud permite una mejor formación y más tiempo sano, en definitiva una mayor productividad y por lo tanto mayores ingresos derivados del trabajo, lo que a su vez permite una mejor nutrición y mayor consumo de servicios sanitarios, que dan lugar a un nivel de salud más alto.

En este sentido cabe mencionar aquí los resultados del estudio de Auster y otros. (1972) —ver tabla 1— que encontraron una asociación positiva entre variaciones interregionales de renta familiar real y tasas estandarizadas de mortalidad en Estados Unidos.

La interpretación que dan los autores a dicho resultado está reflejado en la figura 1; un incremento de renta tiene un efecto positivo sobre la salud, aunque dicho efecto es posiblemente decreciente a medida que aumenta la renta, tal como ilustra la curva Sr. Ello se debe a que algunos de los factores asociados a la renta, tales como el gasto sanitario y la educación, tienen un efecto inequívocamente positivo a cualquier nivel de renta —curva  $S_m + e$ — pero existen otros factores —alimentación, hábitos, etc.— que a niveles de renta elevados pueden ejercer un efecto negativo.

Los estudios como el de Adelman estarían considerando situaciones a lo largo de toda la curva Sr, mientras que en su estudio la variable renta recogería de hecho los efectos residuales de un incremento de renta, excluyendo concretamente el gasto sanitario y el nivel educativo, que fueron introducidas explícitamente en el análisis como variables in-

dependientes —curva  $S_r$ —; dado que su estudio se refiere a Estados Unidos, los autores interpretan que la situación corresponde al tramo decreciente de la curva  $S_r$ .

Morris (1972) en un estudio similar llegó a conclusiones parecidas a las de Auster, en el sentido de que la elasticidad renta de la mortalidad aparecía normalmente con signo positivo en las distintas especificaciones de su modelo, pero cuando excluía la educación, el personal médico y la fertilidad, el signo se volvía inequívocamente negativo.

La conclusión es que el signo de la derivada parcial —o de la elasticidad— de la salud respecto a la renta es incierto; dependerá de las variables incluidas en el análisis, así como del nivel de renta al que correspondan las observaciones utilizadas para la estimación.

TABLA 1. Contribución del gasto en servicios sanitarios y otros factores del entorno a la variación de las tasas estandarizadas de mortalidad en Estados Unidos, 1955-1965.

	(1)	(2)	(3)
	Variación porcentual en la mortalidad asociado a un incremento de un 1% en la variable.	Variación real en la variable (en %)	Variación de la mortalidad atribuible a cada variable (en %)
Gasto sanitario real per cápita.	-0,1%	+35%	-3,5%
Renta familiar real.	+0,2%	+32%	+6,4%
Educación.	-0,2%	+17%	-3,4%
Consumo de cigarrillos per cápita.	+0,1%	+18%	+1,8%

Fuente: Auster y otros (1972), p. 154.



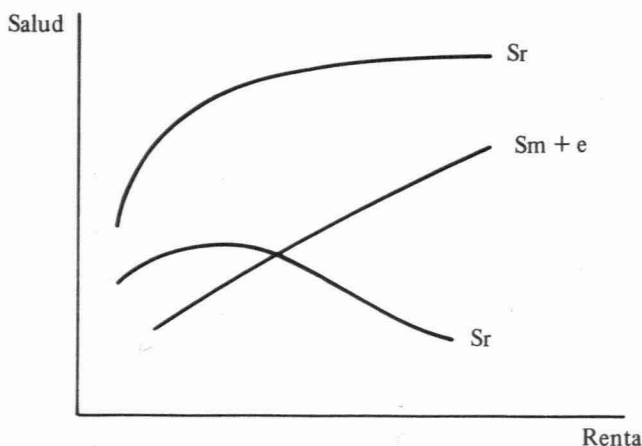


FIGURA 1

### III . OBJETIVOS DEL ESTUDIO

El análisis empírico efectuado se sitúa en la dirección de los estudios cuyo objetivo fundamental consiste en la discusión de cómo las variaciones interprovinciales de la tasa de mortalidad vienen explicadas por un conjunto de variables representativas de la variabilidad geográfica de distintos factores sanitarios y extrasanitarios que se supone están asociados con aquel indicador de salud. Los resultados que se presentarán a continuación tienen el carácter de avance preliminar en el tema y se exponen aquí con la pretensión de formular un primer conjunto de supuestos, más o menos restrictivos, a partir de los que pueda mejorarse tanto la especificación como la formulación teórica del modelo utilizado. Finalmente, resulta imprescindible efectuar una mención explícita al hecho de que la selección final de las variables en este trabajo responde también en buena medida a la disponibilidad efectiva de información estadística apropiada. Por esta razón hemos acudido a fuentes de carácter oficial y censal así como a las de carácter periódico como son la Encuesta de Presupuestos Familiares y las estadísticas del Movimiento Natural de la Población, entre otras.

## IV. DESCRIPCIÓN DEL MODELO

Se propone una ecuación única que relacione la cantidad de producto (indicadores de salud a nivel selectivo) con presumibles factores productivos,  $X_i, Y = 1 \dots K$  (renta, educación, oferta de servicios sanitarios, etc.) en la forma genérica:  $Q = f(X_1 X_2 \dots X_K)$ . La relación específica se ha materializado como relación lineal en los parámetros y variables, y en segundo término, como relación exponencial —tipo de funciones de producción Cobb-Douglas— que permite obtener directamente las elasticidades de los parámetros de la ecuación transformada, una vez se han tomado los logaritmos de las variables, es decir:

$$Q_i = a_0 + a_1 X_{1i} + a_2 X_{2i} + \dots + a_n X_{ni} + u_i \quad (1)$$

$$Q_i = A X_{1i}^{\beta_1} X_{2i}^{\beta_2} \dots X_{Ki}^{\beta_K} e^{v_i} \quad (2)$$

de donde resulta que:

$$Q_i = \ln A + \beta_1 \ln X_{1i} + \beta_2 \ln X_{2i} + \dots + \beta_K \ln X_{Ki} + V_i \quad (3)$$

siendo  $i = 1 \dots 50$  provincias;  $U_i$  y  $V_i$ , son los elementos de perturbación aleatoria en las ecuaciones (recogen la influencia de las variables no explícitas, errores de medición, comportamientos irregulares y errores en la especificación de la característica funcional) y, en ambos casos, se les supone un comportamiento según una distribución normal de media nula, variante constante y ausencia de correlación serial.

En la especificación presentada en (2) los coeficientes  $\beta_j$  indican directamente la elasticidad de  $Q$  respecto de  $X_j$ , aisladamente considerada, suponiendo fijado el comportamiento de las demás variables. Por otro lado, para obtener las elasticidades a partir de la ecuación (1) debería tenerse en cuenta el valor medio de cada variable implicada, mediante una relación del tipo:

$$E_{Q/X_j} = Q_j \frac{X_j}{Y_j}$$

El modelo propuesto tiene un carácter de relación uniecuacional entre un indicador de salud y los factores explicativos que se incluyen como variables explicativas. Asimismo, se ha efectuado algún ensayo con modelos de ecuaciones simultáneas sin obtener resultados suficientemente satisfactorios, por lo que hemos decidido presentar ahora solamente los relativos a las especificaciones de tipo uniecuacional como las reflejadas en (1) y (3).

Otra limitación importante del modelo utilizado reside en su incapacidad para reflejar adecuadamente los aspectos dinámicos de las relaciones que se pretende estimar. Cabe esperar, por ejemplo, que los efectos de la mayoría de los factores estudiados sobre la mortalidad se produzcan con un retraso temporal considerable, lo que hace poco adecuado los estudios de tipo transversal. En defensa del enfoque propuesto, sólo cabe aducir la inexistencia de series temporales para la mayor parte de las variables relevantes. En la medida en que las diferencias relativas interprovinciales en los valores de las distintas variables se mantengan estables a lo largo del tiempo, el enfoque transversal resultará más o menos aceptable en la práctica.

Para paliar en lo posible la anterior limitación, se han utilizado como variables explicativas los valores promedio del año inicial y final del período considerado como relevante. En la práctica, la elección de los años de referencia ha venido condicionado por la disponibilidad de la información. El aspecto más criticable en este sentido, desde el punto de vista teórico, es el haber tomado los valores promedio de los períodos 1973-74 y 1980-81 para todas las variables cuya fuente estadística es la Encuesta de Presupuestos Familiares, mientras que las tasas de mortalidad se refieren a 1979, año más reciente para el que está disponible dicha información.

En lo que respecta a las variables utilizadas en el modelo puede señalarse como inconveniente la falta de homogeneidad en las fuentes estadísticas utilizadas. Al no existir una información a nivel provincial suficientemente amplia, se ha recurrido a "proxys" que no siempre recogen con la precisión deseada el concepto que quiere medirse. La primera limitación reside en la parcialidad de los indicadores de salud utilizados —tasas de mortalidad y tasas de mortalidad infantil— que reflejan tan sólo algunas dimensiones de la salud, cuando es evidente que una parte creciente de los servicios sanitarios no tienen en la actualidad la reducción de la mortalidad como objetivo principal.

Otro tanto puede decirse de la tasa de escolaridad, en cuanto "proxy" del nivel de educación sanitaria o del consumo de bebidas alcohólicas como aproximación del factor de riesgo correspondiente.

El número de camas hospitalarias provinciales tampoco es una variable completamente satisfactoria, pues no refleja adecuadamente la fa-

ilidad de acceso de los individuos a este recurso sanitario debido a la existencia comprobada de flujos interprovinciales de pacientes en algunas regiones y para determinado tipo de servicios.

Como variable dependiente en la ecuación se han ensayado dos tipos de indicadores de salud que representan concepciones ligeramente distintas. Por un lado se estimaron diversas ecuaciones para explicar la variabilidad interprovincial de la tasa de mortalidad por edades (AMR) y, por otra parte, se probó con la tasa de mortalidad infantil como variable dependiente en la ecuación. Las variables explicativas pueden agruparse en distintas categorías según se trate de factores relativos a los aspectos demográficos (porcentaje de población menores del año y mayores de 65 años de edad), socio-económicos (porcentaje de población rural e industrial, renta provincial, tasas de escolarización, volumen del desempleo, condiciones de la vivienda), hábitos (gasto en tabaco, alcohol y productos alimenticios) y, finalmente, los factores representativos de la actual asignación de los recursos sanitarios (número de camas, médicos y gastos en servicios médicos públicos y privados). El cuadro número 1 refleja el resumen estadístico elemental del comportamiento de las variables utilizadas.

Los coeficientes de correlación lineal entre pares de variables aparecen en el cuadro número 2. En él se aprecia la debilidad de las correlaciones simples entre la variable indicador de salud —las tasas de mortalidad utilizadas— y las distintas variables explicativas (ninguno de estos coeficientes llega al valor de 0,5). Entre estas variables independientes existe también, en general, un nivel de correlación relativamente moderado, salvo, como es lógico, entre las dos variables relativas a la composición de la pirámide poblacional: la correlación lineal entre el porcentaje de población anciana y la de menores de un año es de  $-0,91$ , lo que está en consonancia con la distinción real existente entre zonas de población joven —producto de la inmigración y del desarrollo industrial experimentado— y de población anciana.

CUADRO N.º 1

VARIABLE	MEAN	STANDARD DEVIATION	COEFFICIENT OF VARIATION
AMR	805.93701	132.94136	0.16495
MINF	23.85442	6.48454	0.27184
%POB -1	1.66379	0.32023	0.19247
%POB 65+	11.71939	2.51814	0.21487
PPIND	0.21892	0.09745	0.44512
RURAL	0.16234	0.16900	1.04100
RENTAD	319.71289	55.63193	0.17401
ATUR	3350.95044	4094.43140	1.22187
ESCOL	5042.83984	872.47656	0.17301
TABAC81	2485.45679	453.22412	0.18235
ALIM81	69124.62500	7134.66406	0.10321
ALCOTOT	6582.62891	1456.35034	0.22124
AGUA	11.66098	8.03937	0.68942
LLITS	3.52477	0.95552	0.27109
PERS	3.30645	0.83293	0.25191
GMEDI1	24.54350	7.01195	0.28569
GMEDPR	2484.07715	924.42163	0.37214

AMR	Mortalidad bruta por edades
MINF	Mortalidad infantil
%POB-1	Población menor 1 año
%POB 65+	Población mayor 65 años
PPIND	Población activa en la industria
RURAL	Población rural
RENTAD	Renta disponible
ATUR	Desocupados
ESCOL	Tasas de escolarización
TABAC	Gasto en tabaco
ALIM	Gasto en alimentación
ALCOH	Gasto en bebidas alcohólicas
AGUA	Viviendas sin agua corriente de uso propio
LLITS	Unidades de hospitalización
PERS	Profesionales sanitarios
GMEDI 1	Gasto sanitario total
GMDI PR	Gasto sanitario privado

CUADRO N.º 2  
CORRELATION MATRIX

	POB - I	POB65+	TABAC	AAMR	ESCOL	ALIM	RURAL	AGUA	LLITS	PERS	PPND	GMEDI 1	GMEDPR	RENTAD	ATUR	ALCOTO
POB - I	1.0000															
POB65+	-0.0074	1.0000														
TABAC	0.4534	-0.4742	1.0000													
AAMR	-0.2534	0.4734	-0.2812	1.0000												
ESCOL	0.0755	-0.1411	0.1160	-0.0010	1.0000											
ALIM	-0.2177	0.2249	-0.3432	0.2456	-0.6084	1.0000										
RURAL	-0.5313	0.5821	-0.1602	-0.3812	0.5562	-0.3946	1.0000									
AGUA	-0.4055	0.3889	-0.2705	0.4504	0.6892	0.3912	0.0718	1.0000								
LLITS	0.1662	-0.2317	0.3722	0.2215	0.6137	0.4312	-0.0857	-0.4928	1.0000							
PERS	0.1967	-0.2750	0.2030	0.2215	0.5513	0.5973	-0.1042	-0.7335	0.5972	1.0000						
PPND	0.3567	-0.3780	0.2030	0.2215	0.1896	0.5513	-0.1042	-0.6390	0.4011	0.5492	1.0000					
GMEDI 1	0.2603	-0.2258	0.0344	-0.0385	0.4684	0.5063	-0.2530	-0.6370	0.3507	0.3755	0.5602	1.0000				
GMEDPR	0.3693	-0.2983	0.2042	-0.0385	0.6988	0.5948	-0.1084	-0.6828	0.5418	0.4580	0.6294	0.7754	1.0000			
RENTAD	0.3457	-0.3320	0.2414	-0.2023	0.6988	0.5948	-0.1084	-0.6828	0.5418	0.5431	0.7705	0.7526	0.6816	1.0000		
ATUR	0.4436	-0.4987	0.5101	-0.2082	-0.0250	-0.2434	-0.3769	-0.1183	0.0938	0.3326	0.0699	-0.0301	0.1135	0.0783	1.0000	
ALCOTO	-0.3157	0.2302	-0.2520	0.0406	0.0795	0.5181	0.0572	0.1188	0.0305	0.1155	0.0753	0.0238	-0.0226	0.0324	-0.2517	1.0000

## V. RESULTADOS

En los cuadros números 3 al 6 se incluyen los resultados de la estimación de las ecuaciones (1) y (2) para Q medida, respectivamente, por la mortalidad bruta y la mortalidad infantil. En cada caso se incluyen algunas de las ecuaciones probadas, en la medida que permiten aventurar ciertas conjeturas acerca de la incidencia que las variables explicativas incluidas tienen sobre la evolución interprovincial de los indicadores de salud. Para cada ecuación se indican los estimadores MCO brutos y estandarizados (es decir, corregidos de la influencia de la unidad de medida considerada o lo que es lo mismo, medidos en unidades de desviaciones standard), los errores standard de dichos estimadores (que permiten construir los estadísticos "t" para probar la hipótesis nula de significación individual de cada variable) y, finalmente, el coeficiente de determinación  $R^2$  y el valor del estadístico F, que miden, respectivamente, la bondad del ajuste realizado y el resultado del test de significación conjunta de la ecuación propuesta.

Para cada ecuación estimada se ha efectuado un análisis de validación comprobándose la pertinencia de las hipótesis relativas al comportamiento de la perturbación aleatoria (normalidad en su distribución, normas de elasticidad y no autocorrelación), así como la ausencia de problemas de colinealidad importantes.

Los cuadros 3 y 4 resumen las estimaciones efectuadas de las ecuaciones (1) y (3), tomando AMR como variable dependiente: en un caso la especificación utilizada es la lineal y en el segundo la logarítmica. En el cuadro 3 aparecen las estimaciones de las ecuaciones en las que la variable dependiente es AMR. La bondad del ajuste se sitúa en todos los casos alrededor del 65%, siendo estadísticamente significativas las relaciones estimadas. En el cuadro 4 se reproducen los resultados de las estimaciones de las ecuaciones explicativas del comportamiento de LAMR. Ahora la bondad del ajuste se sitúa ligeramente por debajo del 70% (debe notarse que los coeficientes  $R^2$  de las ecuaciones para AAMR y LAMR no son comparables directamente, puesto que las variables dependientes no vienen expresadas en la misma unidad de medida).

En las ecuaciones 1 del cuadro n.º 3 los coeficientes estimados mantienen, en general, los signos esperados aunque con una significación individual distinta. Las variables representativas de la estructura de la población son altamente significativas y reflejan la importancia de la pirámide poblacional de cada provincia en la determinación de la variabilidad de las tasas de mortalidad brutas. El parámetro que acompaña a la variable ESCOL tiene el signo negativo esperado con un valor que

aparece bastante estable a través de las distintas especificaciones ensayadas y con una significación estadística notable. No sucede lo mismo con las variables TABAC y AGUA que proporcionan parámetros estimados de signo negativo aunque, es bien cierto, presentan un valor del estadístico  $t$  muy alejado de la cota necesaria para poder rechazar la hipótesis nula de no significación. Para ALCOH y LLITS sucede lo mismo en cuanto a la validación estadística de su presencia como factores explicativos en la ecuación.

La variable RENTAD presenta una asociación positiva con la mortalidad y con un parámetro cercano a 0,7 en las ecuaciones I, III y V (que es en aquellas en las que la variable aparece con mayor significación). Sin embargo, ante la introducción —o eliminación— de otras variables en la ecuación, el parámetro estimado es bastante sensible lo que hace pensar en la posible existencia de colinealidades.

Las variables RURAL y PIND (qué indican el peso de la población rural y la dedicada a actividades industriales, respectivamente) son también altamente significativas. Los parámetros estimados correspondientes a dichas variables tienen el signo negativo y positivo que se espera, con valores relativamente estables en las diferentes especificaciones que aparecen en el citado cuadro.

Finalmente, las variables que reflejan los recursos sanitarios muestran un comportamiento según lo esperado con las puntualizaciones siguientes: LLITS y PERSO aparecen con coeficientes negativos aunque con escasa significación estadística. En cuanto al gasto sanitario, en la ecuación 1-I se ha utilizado GMEDI 1 (gasto total) que aparece con coeficiente de signo negativo aunque no significativamente distinto de cero. En otras tres ecuaciones se utilizó GMEDPR (gasto privado) resultando su coeficiente asociado estimado de signo positivo y con menor significación.

Las estimaciones correspondientes a la ecuación (3) con LAMR como variable dependiente aparecen en el cuadro n.º 4. Los resultados son similares a los anteriormente descritos con la salvedad de alguna inversión en el signo en los coeficientes asociados a la variable LLITS y GMEDPR (aunque siguen siendo escasamente relevantes) en tanto que varía también la significación estadística de la variable representativa del desempleo (ATUR) que ahora es mayor. También destaca la disminución de los valores del estadístico  $t$  asociado a PRIND y RURAL y el aumento, por otro lado, en el que acompaña a la variable LPERS.

Los cuadros 5 y 6 reflejan los resultados de las ecuaciones situadas con la variable mortalidad infantil (NINF y LNINF) como dependiente.



CUADRO N.º 3

VARIABLE DEPENDIENTE: AMR

Variables independientes	ec. 1 I	ec. 1 II	ec. 1 III	ec. 1 IV	ec. 1 V
Termino constante	-210.0	-197.8	-138.6	-216.0	-99.1
POB-1	302.6 (2.88)	286.3 (2.58)	288.5 (2.59)	288.5 (2.65)	247.3 (2.30)
POB. 65+	73.86 (5.25)	71.1 (4.72)	76.0 (5.26)	70.9 (4.77)	69.5 (4.96)
TABAC	-0.041 (-109)	-0.029 (-0.77)	-0.039 (-1.04)	-0.030 (-0.80)	-
ESCOL	-0.054 (-1.95)	-0.053 (0.85)	-0.048 (1.75)	-0.052 (1.80)	-0.045 (1.72)
ALIM.	-	-	-0.003 (-1.04)	-	-0.003 (-1.13)
RURAL	-324.3 (-3.13)	-288.4 (-2.59)	-326.9 (-3.09)	-284.6 (2.65)	-282.5 (-2.78)
AGUA	-1.981 (-0.70)	-0.475 (-0.17)	-	-	-
LLITS	-4.390 (0.24)	-6.38 (-0.33)	-1.86 (-0.10)	-6.58 (-0.35)	-
PERS.	-21.7 (0.80)	-24.1 (-0.85)	-25.9 (-0.95)	-24.4 (-0.87)	-29.9 (-1.30)
PIND.	191.4 (0.77)	251.2 (1.00)	299.09 (1.33)	265.1 (1.14)	-
GMEDI 1	-4.515 (-1.45)	-	-	-	-
GMED. PR.	-	0.006 (0.27)	-	0.007 (0.33)	0.022 (1.01)
RENTAD.	0.771 (1.48)	0.344 (0.72)	0.628 (1.27)	0.347 (0.74)	0.721 (1.61)
ATUR	0.002 (0.49)	0.002 (0.61)	0.002 (0.63)	0.002 (0.64)	-
ALC	-0.990 (-0.07)	-	-	-	-
R <sup>2</sup>	0.648	0.630	0.643	0.638	0.618
F	5.69	5.23	6.09	5.85	8.27

CUADRO N.º 4  
VARIABLE DEPENDIENTE: LAMR

Variables independientes	ec. 2. I	ec. 2. II	ec. 2. III	ec. 2. IV	ec. 2. V
Termino constante	7.44	6.93	7.16	7.69	7.19
L. POB. 1	0.66 (3.18)	0.68 (3.52)	0.64 (2.88)	0.62 (3.12)	0.67 (3.61)
L. POB. 65+	1.08 (5.33)	1.08 (5.76)	0.96 (5.11)	0.96 (5.31)	1.02 (5.98)
L. TABAC	-0.071 (0.063)	-0.068 (-0.62)	-0.116 (-0.99)	-0.026 (-0.24)	-0.037 (-0.35)
L. ESCOL	-0.415 (-2.23)	-0.420 (-2.33)	-0.327 (-1.33)	-0.485 (-2.79)	-0.453 (-2.66)
L. ALIM.	-0.033 (-1.10)	— —	-0.08 (-0.28)	— —	— —
L. RURAL	-0.020 (-1.23)	-0.020 (-1.33)	-0.022 (-1.34)	-0.019 (1.31)	-0.025 (-1.82)
L. AGUA	0.068 (-1.97)	-0.069 (-2.07)	— —	-0.048 (-1.58)	-0.060 (-2.12)
L. LLITS	0.048 (0.52)	0.044 (0.50)	-0.005 (-0.06)	— —	— —
L. PERS.	-0.222 (-1.75)	-0.212 (-1.75)	-0.169 (1.33)	-0.125 (1.22)	-0.141 (1.40)
L. P. PIND	0.006 (0.09)	0.001 (0.02)	0.063 (1.02)	— —	— —
L. GMEDI 1	-0.128 (-1.28)	-0.130 (1.44)	— —	— —	— —
L. GMD PR	— —	— —	-0.078 (-0.74)	— —	-0.138 (-1.60)
L. RENTAD	0.263 (1.14)	0.246 (1.14)	0.315 (1.38)	0.044 (0.59)	0.260 (1.35)
L. ATUR	0.023 (1.15)	0.023 (1.17)	0.014 (0.69)	0.091 (0.50)	— —
R <sup>2</sup>	0.682	0.685	0.684	0.653	0.671
F	5.43	6.65	6.57	8.36	9.06

CUADRO N.º 5

VARIABLE DEPENDIENTE: MINF

Variable independiente	ec. 3. I	ec. 3. II	ec. 3. III	ec. 3. IV
Término constante	39.88	32.33	34.35	39.17
TABAC	-0.004 (-1.62)	— —	-0.003 (-1.53)	-0.004 (-1.68)
ESCOL	0.002 (1.19)	0.003 (1.65)	0.002 (1.14)	— —
RURAL	-3.42 (-0.62)	1.68 (0.31)	-0.52 (0.09)	-0.17 (-0.03)
AGUA	0.348 (2.04)	0.415 (2.64)	0.415 (2.71)	0.366 (2.42)
LLITS	-0.878 (-0.78)	-1.007 (0.83)	-0.876 (-0.83)	-0.774 (-0.73)
PERSO.	-3.63 (-2.17)	-4.620 (2.85)	-4.032 (-2.54)	-2.858 (-2.09)
PRIND.	24.0 (1.55)	21.2 (1.50)	22.0 (1.59)	21.0 (1.50)
GMEDR. 1	-0.046 (-0.23)	— —	— —	— —
GMED. PR	— —	0.003 (1.86)	0.002 (1.73)	0.002 (1.53)
RENTAD	-0.021 (-0.63)	-0.041 (-1.47)	-0.042 (-1.58)	-0.028 (-1.11)
ATUR	0.003 (1.08)	0.002 (0.82)	0.003 (1.43)	0.003 (1.09)
ALIM.	-0.003 (-0.12)	— —	— —	— —
	-0.003 (-0.36)	— —	— —	— —
R <sup>2</sup>	0.449	0.457	0.483	0.457
F	2.515	3.288	3.642	3.735

CUADRO N.º 6

VARIABLE DEPENDIENTE: L. MINF.

Variable independiente	ec. 4. I	ec. 4. II	ec. 4. III	ec. 4; IV	ec. 4. V	ec. 4. VI
Término constante	4.57	1.40	3.92	5.93	9.03	2.84
L. TABAC	—	—	—	—	—	-0.2230 (0.98)
L. ESCOL.	0.499 (1.24)	0.517 (1.39)	0.594 (1.52)	— —	— —	0.470 (1.25)
L. RURAL	0.077 (2.31)	0.091 (.284)	0.091 (2.83)	— —	0.064 (2.38)	0.090 (2.83)
L. AGUA	-0.039 (-0.56)	-0.028 (0.43)	-0.019 (-0.287)	-0.048 (-0.74)	— —	-0.018 (-0.28)
L. LLITS	-0.111 (0.58)	-0.150 (-0.83)	-0.151 (-0.83)	-0.120 (-0.65)	— —	-0.124 (-0.68)
L. PERSO.	-0.842 (-3.02)	-0.864 (-3.36)	-0.882 (-3.39)	0.690 (2.99)	-0.626 (-3.58)	-0.81 (3.11)
L. P. PIND	0.032 (0.22)	0.001 (0.01)	-0.003 (-0.02)	-0.030 (0.23)	— —	0.003 (0.02)
L. G. Med 1	-0.104 (-0.47)	— —	— —	— —	— —	— —
L. G. Med. Pr	— —	0.205 (1.31)	0.243 (1.46)	0.212 (1.27)	0.258 (1.69)	0.220 (1.40)
L. RENTAD	-0.209 (-0.42)	-0.582 (-1.40)	-0.503 (-1.16)	-0.538 (-0.83)	-0.385 (1.13)	-0.517 (-1.23)
L. ATUR	0.083 (1.93)	0.07 (2.02)	0.067 (1.70)	0.0566 (1.41)	— —	0.089 (2.23)
L. ALIM	-0.109 (-0.17)	— —	-0.346 (-0.71)	-0.142 (-0.30)	-0.431 (1.01)	— —
L. ALC.	-0.044 (-0.20)	— —	— —	— —	— —	— —
R <sup>2</sup>	0.461	0.467	0.474	0.443	0.403	0.480
F	2.635	3.900	3.518	3.535	5.930	3.60

La bondad de los ajustes ha disminuído en torno a 10 puntos, si comparamos ecuaciones similares en torno del conjunto de variables explicativas incluidas. Comparando 3.I con 1.I se aprecia que TABACO, RENTA y ESCOL aparecen ahora con signo negativo, mientras que AGUA tiene en todos los casos un coeficiente positivo y significativo estadísticamente. Por otro lado, en 3.III se aprecia con GMEDR algo similar a lo ocurrido en la ecuación 4.IV. Así pues al operar con los logaritmos de las variables se aprecian pocos cambios en las variables con mayor significación estadística y variaciones de más difícil justificación en el signo de los coeficientes de alguna de las variables independientes. Esta circunstancia debe atribuirse a limitaciones tanto del modelo como de la información utilizadas, tal como ya hemos puesto de manifiesto repetidamente.

## VI. DISCUSIÓN DE RESULTADOS

Dadas las limitaciones del estudio anteriormente señaladas, los comentarios a los resultados se centrarán en el signo y la significación estadística de los coeficientes de las variables independientes que actúan como explicativas, no tomando en consideración por tanto los valores numéricos de cada uno de los coeficientes en las ecuaciones.

Hemos constatado el buen comportamiento de la mortalidad bruta como variable a explicar en relación a la composición de la población en cada provincia: las variables que representan los porcentajes de población anciana y de menores de un año han aparecido como altamente significativas tanto en la especificación lineal como en la logarítmica y, en comparación con las estimaciones realizadas para el otro indicador de salud —mortalidad infantil—, la bondad del ajuste ha sido sensiblemente mejor, como consecuencia del poder explicativo de estas dos variables.

La variable renta presenta una asociación positiva con la mortalidad bruta y negativa en el caso de la mortalidad infantil, lo cual no deja de ser sorprendente hasta cierto punto. Los valores de los coeficientes estimados y su significación estadística varían según la ecuación pero se observa una disminución de estos valores cuando en aquellas se introducen variables representativas de la oferta de recursos sanitarios, hecho que interpretamos como resultado de la infrecuencia de factores residuales no especificados. El porcentaje de población industrial está asociado positivamente a la mortalidad, reflejando posiblemente el efecto de factores tales como contaminación y riesgos laborales; en cambio el

porcentaje de población rural está asociado positivamente a la mortalidad global con un alto nivel de significación, pero la influencia sobre la mortalidad infantil parece menos clara, como consecuencia tal vez de factores ligados a las pautas de asistencia prenatal y obstetricia y al acceso a los recursos sanitarios. Por otro lado, la variable representativa del nivel de desempleo aparece siempre con un coeficiente estimado de valor positivo en las distintas ecuaciones y con un nivel de significación moderado. Esto hace pensar en su posible influencia que, sin embargo, debería analizarse de mejor manera en el contexto de un modelo que incorporara los elementos dinámicos de su evolución temporal. El porcentaje de población escolarizada está asociado negativamente con la tasa global de mortalidad lo que se ajusta al resultado previsto al utilizar dicha variable como proxy de la educación sanitaria. Su nivel de significación es relativamente alto en todas las especificaciones ensayadas y el valor de las estimaciones parece bastante insensible a la presencia, o no, de otras variables en la ecuación.

El porcentaje de hogares con agua corriente muestra el signo positivo esperado y un nivel de significación aceptable respecto a la mortalidad infantil pero sus relaciones con la mortalidad global no son tan evidentes. En cualquier caso parece lógico que el porcentaje de hogares con agua corriente, en cuanto a indicador del grado de higiene, tenga un efecto relativamente más importante sobre la salud infantil que sobre la mortalidad globalmente considerada. Aunque no aparece en los cuadros de resultados, en los análisis iniciales se introdujo como variable explicativa que reflejase el grado de higiene el porcentaje de hogares sin servicios de higiene dentro de la vivienda, pero los resultados obtenidos fueron más pobres y contradictorios que con la variable anteriormente comentada, por lo que se decidió excluirla de los resultados finales presentados.

Por lo que se refiere a variables representativas de factores de riesgo, el consumo de tabaco está asociado negativamente a la mortalidad global y de forma menos clara a la infantil. En cambio el consumo de bebidas alcohólicas muestra valores contradictorios en general con lo que sería de esperar, aunque ello puede ser atribuible a las limitaciones de la información disponible por lo que se refiere a la fiabilidad de los agregados provinciales que se han tomado para esta variable.

El gasto en alimentación aparece asociado negativamente tanto a la mortalidad global como a la infantil, pero siempre con niveles de significación relativamente bajos que hacen que los resultados obtenidos para esta variable sean muy poco fiables.

Las tasas de personal sanitario y de camas hospitalarias muestran en todas las especificaciones una asociación negativa, mucho más significativa en el caso del personal que las camas, lo que puede estar en rela-

ción directa con la definición y calidad de la información relativa a estas variables representativas de los recursos sanitarios.

En el caso del gasto sanitario se analizó el efecto de la inclusión conjunta y por separado del gasto público y del gasto privado. Este daba coeficientes con una significación mínimamente aceptable —especialmente al relacionarlo con la mortalidad infantil— y con signo positivo, lo que sugiere que la relación de causalidad predominan sobre la recíproca, gasto sanitario implica salud, aspecto que el carácter uniecuacional del modelo no permite analizar.

## APÉNDICE

### — DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL ANALISIS

### — FUENTES ESTADÍSTICAS DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL ANALISIS

#### *Descripción*

##### *Mortalidad Bruta (AMR 79)*

Se han utilizado las tasas provinciales de mortalidad bruta tomando como población a estudiar la nacional de 1979 (población calculada por el Centro de Cálculo de la Subdirección General de Vigilancia Epidemiológica, a 1 de Julio de 1979).

##### *Mortalidad Infantil (NINF 79)*

Fallecidos menores de 1 año por 1.000 nacidos vivos en 1979.

##### *Renta Disponible per Cápita (RENTAD)*

Promedio de la renta disponible per cápita en 1973 y en 1981.

##### *Tasa de Escolarización (ESCOL)*

Población escolarizada, dividida por la población total en edad escolar.

*Porcentaje de Hogares sin Agua Corriente en la Vivienda Principal (AGUA)*

Media de los años 1973 y 1981.

*Porcentaje de Población Rural (RURAL)*

Población en municipios de población inferior a 2.000 habitantes, dividido por población total expresado en tanto por ciento.

*Porcentaje de Población Activa Industrial (PPIND)*

Promedio de los porcentajes de población activa industrial en 1973 y en 1981.

*Personal Sanitario por mil Habitantes (PERSO)*

Profesionales sanitarios colegiados (Médicos, Odontólogos y Estomatólogos, ATS, Matronas y Practicantes), dividido por la población. Promedio de colegiados el 31 de Diciembre de 1975 y el 31 de Diciembre de 1979.

*Camas de Agudos por mil Habitantes (LLITS)*

Unidades de Hospitalización (camas e incubadoras) en hospitales generales, quirúrgicos, infantiles y maternidades, por mil habitantes. Promedio de 1973 y 1979.

*Gasto Sanitario Privado (GMEDPR)*

Gastos anuales medidos por persona en servicios médicos y conservación de la salud. Promedio de los años 1973 y 1981 en pesetas constantes de 1976.

*Gasto Sanitario Público*

Coste de la asistencia sanitaria de la Seguridad Social dividida por la población total. Promedio de los años 1973 y 1981 en pesetas, constantes de 1976.

*Gasto Sanitario Total (GMEDI 1)*

Suma del gasto sanitario público y del gasto sanitario privado.

*Gasto de la Alimentación (ALIM 81)*

Gasto anual medio por persona en alimentación en 1981, la correspondiente cifra se ha obtenido restando del epígrafe 1 de la EPF "Alimentos y tabaco", los subepígrafes 1.13 "Bebidas alcohólicas" y 1.14 "Tabaco".



*Gasto en Bebidas Alcohólicas (ALCOTOT)*

Gasto anual medio dentro y fuera del hogar, por persona, en bebidas alcohólicas en 1981.

*Gasto en Tabaco (TABAC 81)*

Gasto anual medio por persona en tabaco en 1981.

*Población menos de 1 año (% POB-1)*

Porcentaje de población menor de 1 año 1975 (Padrón Municipal de habitantes de 1975. INE.).

*Población Mayor 65 años (% POB+65).*

Porcentaje de población de 65 años y más. 1975 (Id. anterior).

Para transformar las variables expresadas en valores absolutos en porcentajes (o tasas poblacionales) se ha utilizado la población de hecho a 1º de Julio del año correspondiente, calculada por el INE.

*Fuentes**Mortalidad Bruta*

Movimiento natural de la Población Española, año 1979. Tomo II.

*Mortalidad Infantil*

Movimiento Natural de la Población Española, año 1979. Tomo I.

*Renta Disponible per Cápita*

Banco de Bilbao. La Renta Nacional de España y su distribución provincial.

*Tasa de Escolarización*

Censo de la Población Española en 1981.

*Porcentaje de Hogares sin Instalación de Agua Corriente en la Vivienda Principal*

EPF 1973-74, 1980-81.

*Porcentaje de Población Rural*

Clasificación Censo 1981, Anuario Estadístico del INE, 1983.

*Porcentaje de Población Activa Industrial*

Banco de Bilbao. Renta Nacional de España y su distribución funcional.

*Camas de Agudos por mil Habitantes*

Anuario Estadístico INE.

*Gasto Sanitario Privado*

Encuesta de presupuestos familiares 1973-74, 1980-81.

*Gasto Sanitario Público*

Memoria Estadística INSALUD, 1981. Anuario Estadístico 1974 INE.

*Gasto de Alimentación*

EPF, 1980-81.

*Gasto de Bebidas Alcohólicas*

EPF, 1980-81.

*Gasto de Tabaco*

EPF, 1980-81.

## BIBLIOGRAFÍA

- ADELMAN, I. (1963): *An Econometric Analysis of Population Growth*, American Economic Review, 53.
- AUSTER, R.; LEVESON, I. and SARACHEK, D. (1972): *The Production of Health, an Explortory Study*, en Fuchs, V (1972).
- BOHIGAS, LL. y ORTUN, V. (1980): *Distribució despesa sanitària pública a Espanya: Anàlisis i propostes*. En primeras jornadas sobre economía de la salud. Barcelona.
- COLL, P. (1983): *Análisis crítico sobre la actual correlación entre recursos y necesidades asistenciales*, Boletín de Estudios Económicos n.º 118.
- FUCHS, V. (Ed. 1972): *Essays in the Economics of Health and Medical Care*, Columbia University Press.
- FUCHS, V. (1972): *The Contribution of Health Services to the American Economy*, en Fuchs, V. (Ed.) (1972).
- GROSSMAN, M. (1972): *The Demand for Health: a Theoretical and Empirical Investigation*, NBER.
- MORRIS, S. (1972): *An Econometric Analysis of Spatial Variations in Mortality Rates by Race and Sex.*, en Fuchs, V. Ed. (1972).
- ROSENBAUM, P.R. and RUBIN, D.B. (1984): *Difficulties with Regression Analyses of Age-Adjusted Rates*, Biometrics 40, 437-443.
- YFANTOPOULUS, JN. (1980): *Production relationships between various indexes of mortality and income, education, health services and other enviromental variables*, SPOUDAI, 3-4, 1980.